



## Diferencias regionales en el ahorro de las familias y distribución de la renta en España

Andrés J. Marchante  
Bienvenido Ortega  
Universidad de Málaga

BIBLID [0213-7525 (1998); 52: 51-76]

PALABRAS CLAVE: ahorro familiar, economía regional, Hipótesis del Ciclo Vital, distribución de la renta, datos de panel.

KEY WORDS: personal savings, regional economy, Life Cycle Hypothesis, income distribution, panel data analysis.

### RESUMEN

El objetivo de este trabajo consiste en estudiar, a nivel agregado y desde una perspectiva regional, el comportamiento ahorrador de las familias. Para ello, en primer lugar, se muestran las diferencias existentes en la tasa de ahorro de las familias entre las Comunidades Autónomas (CC.AA.) españolas y se señala la importancia relativa que tienen en cada CC.AA. las distintas fuentes de renta en la composición de la renta familiar bruta disponible. En segundo lugar, se especifica y estima una función agregada de ahorro familiar derivada de los postulados de la Hipótesis del Ciclo Vital (HCV), en la que la renta de las familias se introduce como variable independiente del modelo desagregada en sus principales componentes. Así, la evidencia aportada en este trabajo permite afirmar que, por un lado, la propensión marginal al ahorro de las transferencias es inferior a la propensión al ahorro de las rentas procedentes de otras fuentes alternativas, no siendo ésta significativamente distinta de cero. Por otra parte, se amplía el modelo básico de la HCV para tener en cuenta tanto la evolución de los precios como la existencia de restricciones al acceso al crédito por parte de las familias como otros factores determinantes del comportamiento ahorrador agregado.

### ABSTRACT

The aim of this paper is to study, from a regional aggregate perspective, the household savings behaviour. With this purpose, first, it is shown the differences in personal saving rates across Spanish Comunidades Autónomas (CC.AA.) and remarked the relative importance of the different income sources in the composition of personal gross disposable income by CC.AA.. Second, it is specified and estimated an aggregate saving function based on the postulates of the Life Cycle Hypothesis (LCH), in such a way that the personal gross disposable income is specified as an exogenous variable desagregated in its main components. Then, the evidence suggest that, on the one hand, the marginal propensity to save out of transfers is lower than the marginal propensity to save out of alternative income sources, this no being significantly different from zero. On the other hand, we extend the LCH basic model to take into account inflation and the existence of liquidity constrains and other determinants of household aggregate savings behaviour.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

---

Cuando se analiza el comportamiento ahorrador de las familias desde una perspectiva espacial, se puede comprobar que la propensión media al ahorro no es uniforme entre las distintas regiones de un mismo país (Green y Hadjimatheou, 1990) o entre distintos países desarrollados (Kessler, Perelman y Pestieau, 1993), y que dichas diferencias en la tasa de ahorro no convergen en el tiempo. Estas amplias disparidades espaciales pueden ser debidas a factores institucionales o culturales específicos de cada región o país (Carroll, Rhee y Rhee, 1994), o bien a la variación en el tiempo y entre regiones o países en los valores de los principales determinantes del ahorro familiar. En este segundo caso, un modelo bien fundamentado del comportamiento ahorrador podría explicar un elevado porcentaje de la variación observada en la propensión media al ahorro. En este contexto, el propósito de este trabajo consiste, por un lado, en estudiar hasta qué punto las diferencias observadas en la tasa de ahorro familiar en las distintas Comunidades Autónomas (CC.AA.) españolas pueden ser explicadas a partir de un modelo de ahorro basado en los postulados de la Hipótesis del Ciclo Vital (HCV) y analizar, por otra parte, la posible existencia de diferencias en las propensiones al ahorro de las diferentes fuentes de renta de las familias. Con este objetivo, el modelo original de Modigliani y Brumberg (1954) se ha reformulado considerando como variable independiente en el mismo la renta disponible de las familias desagregada en las diferentes fuentes de renta, en la forma sugerida, entre otros, por Kaldor (1956 y 1966), Taylor (1971) y Feldstein (1982).

El trabajo se organiza como sigue. En primer lugar, se muestran las amplias diferencias existentes, tanto en la tasa de ahorro familiar como en sus niveles, en las distintas CC.AA. españolas, y se señala la importancia relativa de las distintas fuentes de renta en la composición de la renta disponible de las familias. A continuación, en la sección 3, se especifica y estima una función de ahorro regional contrastando la posible existencia de diferentes propensiones al ahorro para las distintas fuentes de renta de las familias. Finalmente, en la sección 4, se señalan las conclusiones del estudio.

---

## 2. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL AHORRO FAMILIAR BRUTO (AFB) Y EN LA RENTA FAMILIAR BRUTA DISPONIBLE (RFBD)

---

En este apartado se muestran brevemente las disparidades existentes en las distintas CC.AA. en los siguientes conceptos: en el AFB y en la tasa

de ahorro bruto de las familias (TAFB), en la composición de la RFBD y, finalmente, en la redistribución de la renta consecuencia de la actuación del sector público mediante el sistema de impuestos directos y transferencias.

Así, comparando los niveles relativos por habitante de la RFBD y del AFB, se puede comprobar, a partir de la información contenida en el Cuadro 1, que existe una relación lineal positiva y elevada entre ambas variables<sup>1</sup>. Así mismo, el coeficiente de correlación lineal entre el AFB y la TAFB es positivo y muy cercano a la unidad (0,95), resultados que sugieren la existencia de una significativa relación positiva entre estas tres variables en España.

Por otra parte, de acuerdo con las estimaciones del INE que se muestran en el Cuadro A1 del anexo, las diferencias en la TAFB de las distintas CC.AA. españolas resultan evidentes en el periodo considerado en este estudio. En este sentido, se puede indicar que, en el periodo 1985-1993, los valores de esta variable han fluctuado desde un nivel mínimo del 3,38% para Andalucía en 1987, a un nivel máximo del 22,86% correspondiente a Cantabria en 1985. Además, como se puede comprobar en dicho cuadro, la TAFB media de La Rioja en el periodo considerado (17,57%) es tres veces mayor que la correspondiente a la CC.AA. con menor TAFB, Andalucía (5,69%). En esta última CC.AA., el AFB por habitante ha representado, en términos constantes y como media en el periodo, sólo el 36,41% de la media española (Cuadro 1).

Sin embargo, la evolución de la TAFB en las distintas CC.AA. muestra un perfil similar: una caída importante de esta variable en 1987, con algunas excepciones como Navarra, Madrid y Cataluña, y una elevación posterior desde 1990. Además, después de un aumento en las disparidades regionales en la TAFB en el periodo 1985-1989, estas diferencias tienden a reducirse lentamente desde 1990; esto es, aumentan en los años de mayor crecimiento económico (1986-1989) para volver a niveles similares a los de 1985 ocho años después.

Respecto a la composición de la RFBD se pueden señalar igualmente diferencias importantes entre las CC.AA. (Cuadro A2), siendo dichas disparidades más amplias en la magnitud relativa de las transferencias y de los impuestos directos considerados ambos como proporción de la RFBD<sup>2</sup>. Por otra parte, las transferencias corrientes, los impuestos directos

1. El valor del coeficiente de correlación lineal simple entre los niveles por habitante de la RFBD y del AFB es de 0,81.
2. El coeficiente de variación de las transferencias corrientes sobre la RFBD medio para el periodo 1985-1993 es del 14,52% y el valor correspondiente a los impuestos directos es del 22,89% (ver cuadro A2).

CUADRO 1  
**RENTA FAMILIAR BRUTA DISPONIBLE (RFBD) Y AHORRO FAMILIAR  
 BRUTO (AFB) EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS.**  
**(VALORES MEDIOS PARA EL PERIODO 1985-1993. PESETAS DE 1992)**

	INDICE DE LA RFBD POR HABITANTE		INDICE DEL AFB POR HABITANTE		TASA DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ANDALUCIA	76.55	16	36.41	17	5.69	17
ARAGON	114.76	4	128.02	5	13.30	7
ASTURIAS	102.03	8	104.42	8	12.18	8
BALEARES	124.78	1	177.91	1	17.26	2
CANARIAS	91.36	12	115.79	7	15.25	3
CANTABRIA	99.30	9	123.10	6	15.07	4
C. LEON	93.90	11	75.86	11	9.73	10
C. LA MANCHA	82.29	15	63.48	14	9.17	13
CATALUÑA	112.70	5	82.66	10	8.65	14
C. VALENCIANA	97.82	10	63.76	13	7.82	16
EXTREMADURA	70.87	17	61.66	15	10.12	9
GALICIA	85.07	14	59.57	16	8.33	15
MADRID	111.93	6	89.10	9	9.42	12
MURCIA	86.59	13	69.69	12	9.79	11
NAVARRA	120.87	2	141.67	4	13.98	6
P. VASCO	119.12	3	146.46	3	14.73	5
RIOJA	110.05	7	160.45	2	17.57	1
ESPAÑA	100.00		100.00		11.65	

Notas:

(1) y (3) Media española en el periodo 1985-1993 = 100.

(5) Tasa de ahorro bruto media de las familias en el periodo 1985-1993. Porcentajes.

(2), (4) y (6) Posición de cada CC.AA. en una ordenación de mayor a menor.

Fuente: INE, Contabilidad Regional de España (varios años).

y las cotizaciones sociales, generan un importante cambio final en la renta disponible. En este sentido, desde 1980, el cambio más importante en la evolución de la RFBD en España afectó a las transferencias corrientes, especialmente en el caso de las prestaciones sociales, que han mostrado un aumento espectacular tanto en términos relativos como absolutos. Así, si en 1980 representaban una magnitud equivalente al 18,8% de la RFBD, en 1993 esta cifra alcanzó el 26,1%, con un aumento especialmente acelerado entre los años 1990 y 1993 (Alvarez Aledo et alia, 1996). La importancia de esta fuente de renta como vía de mejora de la distribución personal y espacial de la renta, mediante la ampliación de la cobertura de los subsidios por desempleo y los gastos en pensiones, se recoge en el cuadro A2 del anexo. En éste se puede comprobar que las prestaciones sociales representan una cifra próxima al total de las transferencias corrientes. De esta forma, las CC.AA. que muestran una proporción mayor de renta transferida son las más deprimidas (Asturias, Extremadura, Galicia y Andalucía); por contra, la menor participación de las transferencias en la RFBD se corresponde con las comunidades de Canarias, Baleares, Navarra y Madrid. Al mismo tiempo, la mayor presión fiscal (definida como la proporción que representan la suma de los impuestos directos y las cotizaciones a la Seguridad Social como porcentaje de la RFBD), de acuerdo con la información contenida en el Cuadro A2, se registra en las comunidades de Madrid, Cataluña, Asturias, Cantabria y Aragón. En consecuencia, estos resultados indican que las CC.AA. con menor nivel de renta por habitante reciben transferencias de la renta que se genera en el resto de España. Este hecho hace posible la corrección de las desigualdades que se generan como consecuencia de las diferencias regionales en los niveles de desarrollo económico.

Finalmente, comparando el nivel relativo de la renta directa familiar<sup>3</sup> y la RFBD, ambas magnitudes expresadas en términos per capita, se puede comprobar cómo las CC.AA. más deprimidas y con una mayor participación del sector agrícola en la producción total, mejoran su nivel de renta disponible, mientras que en las comunidades más desarrolladas ocurre lo contrario (Cuadro 2). En consecuencia, las CC.AA. que resultan más favorecidas son aquellas que reciben un mayor volumen de rentas transferidas, especialmente procedentes de la Seguridad Social, o bien aquellas que soportan una menor presión fiscal (impuestos directos y cotizaciones sociales).

3. Definida como la suma de la remuneración de los asalariados, el excedente bruto de explotación y las rentas de la propiedad y la empresa, antes de impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social.

**CUADRO 2**  
**RENTA FAMILIAR BRUTA DIRECTA (RD) Y RENTA FAMILIAR BRUTA**  
**DISPONIBLE (RFBD) EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS.**  
**(Valores medios por habitante en el periodo 1985-1993. Pesetas de 1992)**

	RD (CEit + OSit + PEit) (**)	RFBD Yit (**)	(3)=(2)-(1)	CARGA IMPOSITIVA NETA (* ) (DTit + SCit - TRit) / (CEit + OSit + PEit) (**)		
	(1)	(2)		(4)	(5)	(6)
ANDALUCIA	72.52	76.55	4.03	2.95	4.58	1.12
ARAGON	116.12	114.76	-1.36	8.41	9.95	4.60
ASTURIAS	96.47	102.03	5.55	2.49	4.66	0.71
BALEARES	127.33	124.78	-2.55	10.03	12.04	8.45
CANARIAS	94.97	91.36	-3.61	11.06	12.90	8.52
CANTABRIA	97.11	99.30	2.19	5.55	10.46	3.42
C. LEON	91.12	93.90	2.77	4.85	6.19	2.62
C. LA MANCHA	78.02	82.29	4.27	2.14	4.80	-3.95
CATALUÑA	119.16	112.70	-6.46	12.53	14.81	10.49
C. VALENCIANA	97.84	97.82	-0.01	8.00	9.63	5.58
EXTREMADURA	64.41	70.87	6.46	-1.60	-0.40	-4.06
GALICIA	78.93	85.07	6.15	1.51	2.32	-0.76
MADRID	129.59	111.93	-17.66	20.02	22.44	16.84
MURCIA	84.52	86.59	2.07	5.72	7.13	3.45
NAVARRA	121.07	120.87	-0.20	7.59	8.77	5.94
P. VASCO	119.57	119.12	-0.45	7.75	8.52	6.89
RIOJA	111.24	110.05	-1.19	8.27	9.43	4.71

Notas: (1) Renta familiar bruta directa, procedente de sueldos y salarios, excedente bruto de explotación y rentas de las propiedades, antes de impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social. Media española para el periodo 1985-1993 = 100.

(2) Renta familiar bruta disponible. Media española para el periodo 1985-1993 = 100.

(4) Impuestos directos y cotizaciones a la Seguridad Social, netas de transferencias, como porcentaje de la renta familiar bruta directa.

(5) Valor máximo de la presión fiscal media neta en el periodo 1985-1993.

(6) Valor mínimo de la presión fiscal media neta en el periodo 1985-1993

(\*) TRit excluye las transferencias privadas, indemnizaciones de seguros de accidentes y primas netas de seguros de accidentes. (\*\*) Variables definidas en el apéndice 1.

Fuente: INE, Contabilidad Regional de España (varios años).

---

### 3. MODELO AGREGADO DE AHORRO: ESPECIFICACIÓN Y RESULTADOS.

---

*El modelo.*

El marco analítico de referencia para el análisis empírico que se propone en este trabajo consiste en el modelo de la Hipótesis del Ciclo Vital (HCV) de Modigliani y Brumberg (1954). Este modelo establece, desde una perspectiva de optimización intertemporal de las decisiones de consumo de las familias, una relación bien definida entre los planes de consumo y la renta corriente y esperada de las familias en su ciclo vital. Además, de este modelo se derivan, a nivel agregado, una serie de implicaciones que, de acuerdo con Ando y Modigliani (1963), conducen al siguiente resultado para las familias:

$$C = a YL + b A \quad (1)$$

donde  $C$  es el consumo privado nacional correspondiente al final del periodo ( $t$ ),  $YL$  es la renta laboral agregada al final del periodo ( $t$ ) y  $A$  es la riqueza agregada neta al final del periodo ( $t-1$ ). De acuerdo con Modigliani (1993), si se considera que la renta familiar disponible  $Y$  en el periodo ( $t$ ) se puede definir de la siguiente forma:

$$Y = YL + rA \quad (2)$$

donde  $r$  es la tasa de rendimiento de la riqueza. Se puede escribir entonces:

$$S = (1-a) Y + (b-ar) A \quad (3)$$

donde  $S$  representa el ahorro agregado de las familias en el periodo ( $t$ ). Así, la expresión (3) será el punto de partida en la formulación del modelo empírico que se utiliza en este estudio. No obstante, este modelo básico se puede ampliar como resultado de relajar algunos de los supuestos simplificadores que se han utilizado en su construcción.

En primer lugar, dado que el presente trabajo tiene como objetivo contrastar la posibilidad de que a nivel agregado las propensiones al ahorro de las distintas fuentes de renta difieran, se distinguen tres principales fuentes de renta: sueldos y salarios  $W$ , excedente bruto de explotación y otras rentas de la propiedad  $P$  y las transferencias corrientes  $TR$ , donde

cada fuente de renta se calcula neta de impuestos directos y cotizaciones a la seguridad social tanto de los empresarios como de los trabajadores. Por otra parte, dado que algunas familias pueden tener como fuente de renta las tres categorías consideradas, los impuestos directos se han asignado bajo los mismos supuestos utilizados en el trabajo de Argimón, González Páramo y Roldán (1993), tal como se expone en el apéndice 1. En consecuencia, mediante estas consideraciones, el modelo básico (3) se amplía teniendo en cuenta que las Administraciones Públicas pueden alterar la distribución primaria de la renta familiar.

En la literatura, se han argumentado diversas razones teóricas para justificar que la propensión marginal al ahorro de las distintas fuentes de renta pueden diferir (Arestis y Driver, 1980). En este sentido, se pueden señalar al menos tres razones para justificar que la propensión marginal al ahorro de  $W$  sea inferior a la correspondiente a  $P$ . Éstas son la siguientes:

- (I)  $W$  y  $P$  representan diferentes posiciones en la distribución de la renta. El argumento consiste en que aquellos que reciben rentas de la propiedad y de la empresa tienen como media un nivel de renta mayor que aquellos que reciben sueldos y salarios. La mayor propensión marginal al ahorro de  $P$  se deduce pues del supuesto de que la propensión marginal a ahorrar crece con la renta (Klein y Goldberger, 1955).
- (II) Una segunda explicación al diferente comportamiento ahorrador radica en el hecho de que se pueden asignar diferentes niveles de riesgo a la renta procedente de cada fuente. Sin embargo, si las fuentes de renta se deben de clasificar de acuerdo con su nivel de riesgo, podría parecer poco razonable distinguir entre renta salarial y no salarial; los intereses y las rentas de la propiedad son mucho menos inciertos que los beneficios empresariales, e incluso, si cabe, algo más inciertos que los salarios, aún reconociendo la existencia de desempleo cíclico (Burmeister y Taubman, 1969).
- (III) Finalmente, el tercer argumento, que no contradice a los dos anteriores, consiste en la perspectiva de Kaldor (1966) de que la prosperidad de las empresas requiere su expansión continuada, lo cual supone que una porción del capital debe de ser generado internamente. Así, en la medida en que la Contabilidad Nacional considera incluido dentro del sector familias a los empresarios individuales, el recurso a la financiación con capitales propios de éstos puede contribuir a que la propensión marginal al ahorro de

la renta procedente de excedentes brutos de explotación sea mayor que la correspondiente a las rentas procedentes de sueldos y salarios.

Por otra parte, algunos estudios han mostrado que la propensión marginal al ahorro de las transferencias difiere de la correspondiente a otras fuentes de renta (Hadjimatheou, 1987, cap. 9). Como señala Kormendi (1983, p. 997), las transferencias corrientes financiadas mediante impuestos pueden redistribuir riqueza entre personas con diferentes propensiones a ahorrar de su renta permanente, afectando en consecuencia al ahorro familiar agregado. La redistribución, pues, afecta al ahorro total de las familias sólo en la medida en que difieran las propensiones marginales de los grupos afectados. Además, Feldstein (1982) indica que las prestaciones sociales pueden estimular el consumo privado y, consecuentemente, reducir la tasa de ahorro de las familias, debido a las siguientes razones:

- (I) Las transferencias temporales (por ejemplo, el seguro de desempleo) y otras permanentes (la incapacidad laboral permanente) se distribuyen entre familias con restricciones de liquidez.
- (II) Un aumento de los gastos de Seguridad Social y en otras transferencias permanentes es muy probable que sea considerado por los receptores como un aumento permanente de sus rentas.
- (III) Un incremento en el nivel de transferencias puede inducir a algunas familias, que en el presente no pueden recibir dichos beneficios pero que anticipan que pueden ser beneficiarios en el futuro, a considerarse más ricas y, por tanto, a que aumenten su consumo corriente. Este razonamiento sería aplicable a todos los beneficios derivados de la Seguridad Social, con su posible impacto negativo en la tasa de ahorro.

En consecuencia, estos argumentos sugieren que la propensión marginal al ahorro de las transferencias podría ser menor que la correspondiente a  $W$  y  $P$ , y además, próxima a cero.

En segundo lugar, la literatura empírica desarrollada dentro del marco teórico de la HCV ha ampliado la versión básica del modelo, permitiendo definir variables relevantes que pueden explicar el comportamiento agregado del ahorro familiar. Entre dichas variables, en este trabajo se van a considerar las siguientes:

- (I) La inflación, debido a sus efectos sobre el ahorro estimado a partir de las magnitudes de Contabilidad Nacional o debido a su posible interpretación como un indicador de incertidumbre, es un factor adicional que puede afectar al ahorro agregado de las familias. Así, desde ambas interpretaciones, cabe esperar que un aumento de la inflación tenga un efecto expansivo sobre el ahorro agregado de las familias. Sin embargo, Raymond (1997) estima que un aumento de la inflación tendría además un efecto depresivo sobre el ahorro en la medida que pueda ser considerada como un factor que genera incertidumbre sobre el rendimiento del ahorro. Así, si desde un punto de vista teórico los efectos de la inflación sobre el ahorro son ambiguos, la literatura empírica tampoco ofrece resultados definitivos respecto al signo de su posible influencia sobre el ahorro agregado (Guiso, Japelli y Terlizzese, 1992 y Carroll, 1994). No obstante, si existe acuerdo al reconocer que éste es un factor explicativo de la evolución del ahorro familiar agregado.
- (II) Las imperfecciones de los mercados financieros es otro motivo que justifica la necesidad de controlar con variables adicionales el comportamiento ahorrador agregado de las familias. En este sentido, de acuerdo con Zeldes (1989), la existencia de restricciones de liquidez, esto es, de limitaciones para una familia en el acceso al crédito, puede tener como consecuencia que en el caso de que esta familia deseara aumentar su consumo presente para adaptarlo a su patrón de consumo vital no pueda hacerlo. Así, Japelli y Pagano (1994) han puesto de manifiesto que si los consumidores no pueden financiar su consumo con el crédito, el nivel de ahorro agregado puede aumentar respecto al que existiría en ausencia de restricciones de liquidez.

En definitiva, éstas son algunas de las principales variables que de acuerdo con una versión ampliada de la HCV pueden explicar a nivel agregado las diferencias en los niveles de ahorro de las familias. Sus efectos individuales sobre el ahorro agregado de las familias discutidos a nivel teórico deben de clarificarse mediante la utilización de métodos de análisis econométrico. Este es el objetivo de las siguientes secciones de este apartado.

### *Especificación.*

Como se ha expuesto anteriormente, la HCV proporciona un marco analítico concreto desde el cual se pueden seleccionar las variables que son susceptibles de ser empleadas en la contrastación empírica de un modelo de ahorro familiar agregado. Sin embargo, es necesario adaptar las variables teóricas propuestas por el modelo a las variables empíricas que pueden construirse a partir de las estadísticas disponibles para las CC.AA. españolas en el periodo considerado en este estudio. Teniendo en cuenta estas observaciones, en la especificación empírica del modelo se incluyen las siguientes variables (definidas en detalle en el apéndice 1):

- (I) El AFB por habitante, estimado por diferencias entre la RFBD y el Consumo Privado Nacional proporcionados por la Contabilidad Regional del INE.
- (II) Las tres categorías de renta consideradas anteriormente, esto es, sueldos y salarios, excedente bruto de explotación y otras rentas de la propiedad y las transferencias corrientes, todas ellas expresadas en términos per capita.
- (III) El stock de capital agregado de las familias, aproximado por el stock neto de capital privado estimado por la Fundación BBV (1995).
- (IV) La tasa de variación de los precios calculada a partir del Índice de Precios al Consumo (IPC) del INE.
- (V) Como variable agregada "proxy" del crédito disponible para las familias, así como indicador de la posible existencia y rigor de las restricciones de liquidez, se propone la proporción que representa el crédito agregado al sector privado concedido por las entidades de depósito respecto al Valor Añadido Bruto (VAB) regional. En la definición de esta variable, se han tenido en cuenta los trabajos de Bayoumi (1993) y de Japelli y Pagano (1994) y, por otra parte, que la información disponible proporcionada por el Banco de España no permite desagregar a nivel de CC.AA. entre los créditos concedidos al sector empresas y al sector familias. Sin embargo, cabe pensar que esta variable puede aproximar satisfactoriamente la evolución del crédito al sector familias, puesto que los perfiles de crecimiento para España del crédito al sector privado y del crédito al sector familias son prácticamente iguales - el coeficiente de correlación entre ambas series en el periodo relevante en el análisis empírico de este trabajo es de 0,99-.

Obviamente, como señalan Bacchetta y Gerlach (1997), esta medida incluye el crédito concedido tanto a las familias sujetas a restricciones de liquidez como a las que no están afectadas por esta restricción al endeudamiento. Por este motivo, es necesario suponer adicionalmente que el crédito disponible para las familias restringidas está correlacionado positivamente con el crecimiento del crédito agregado.

Así pues, la función de ahorro coherente con el marco teórico expuesto y que puede ser estimada a partir de la información regional disponible para la economía española, es la siguiente:

$$S_{it} = \beta_1 W_{it} + \beta_2 P_{it} + \beta_3 TR_{it} + \beta_4 K_{it-1} + \beta_5 CVAB_{it} + \beta_6 LIPC_{it} + \beta_7 DR_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

donde  $\beta_i$  (para  $i = 1, \dots, 7$ ) y  $\epsilon_{it}$  (para  $k = 1, \dots, 6$ ) son los coeficientes a estimar. Las variables, todas expresadas en pesetas de 1992, son:  $S_{it}$  es el AFB por habitante;  $W_{it}$  son los sueldos y salarios después de impuestos directos y cotizaciones sociales por habitante;  $P_{it}$  es el excedente bruto de explotación y otras rentas de la propiedad por habitante;  $TR_{it}$  son las transferencias corrientes por habitante;  $K_{it}$  es el stock neto de capital privado por habitante;  $CVAB_{it}$  es el cociente entre el crédito al sector privado concedido por las entidades de depósito y el valor añadido bruto regional (VAB);  $LIPC_{it}$  es la tasa de inflación, calculada como la diferencia del logaritmo del IPC entre dos periodos consecutivos;  $DR_{it}$  es un vector de variables ficticias y, finalmente,  $\epsilon_{it}$  es el término de perturbación aleatoria independiente e idénticamente distribuido  $N(0, \sigma^2)$ ,  $\sigma^2$  constante.

La información utilizada en la estimación, que se describe en detalle en el apéndice 1, consiste en datos anuales de la cuenta de renta de las familias publicadas por el INE en la Contabilidad Regional de España desde 1985 hasta 1992 para las CC.AA. españolas ( $t = 1985, \dots, 1992$ ;  $i = 1, \dots, 17$ )<sup>4</sup>; información del BBV (1995) relativa al stock neto de capital privado; datos del Banco de España respecto al crédito del sistema bancario al sector privado; además, se ha utilizado como deflactor el IPC general de cada CC.AA. publicado por el INE con base 1992, así como las esti-

4. No se ha utilizado el dato de la Contabilidad Regional correspondiente al año 1993 por dos razones: primero, porque el dato se ofrece en calidad de avance, lo cual supone que la información que proporciona es provisional; segundo, porque la serie de stock de capital proporcionada por el BBV (1995) está disponible hasta el año 1991.

maciones de la población y VAB de cada CC.AA. proporcionadas por la Contabilidad Regional.

### *Resultados*

El Cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones del modelo (4) en niveles y en primeras diferencias para el panel formado por las 17 CC.AA. españolas en el periodo 1985-1992. En estas estimaciones se ha impuesto implícitamente la restricción de igualdad de los coeficientes del modelo para todas las CC.AA.; en consecuencia, se pretende estimar los valores *promedio* de los parámetros para las distintas CC.AA..

En la columna 1 figuran los resultados del estimador de efectos fijos que permite controlar la existencia de heterogeneidad individual en la muestra. Los contrastes de igualdad de las constantes de cada CC.AA.,  $Chi_a$ , y de significación conjunta de las mismas,  $Chi_b$ , muestran la existencia de efectos individuales que hay que controlar y rechazan la especificación del modelo con constante común. Sin embargo, el contraste propuesto por Arellano y Bover (1990),  $Chi_c$ , que a diferencia del propuesto por Hausman (1978) es robusto en presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos, indica que no se puede rechazar a un nivel de significación del 5%, aunque si la rechazaría al 10%, la hipótesis nula de ausencia de correlación entre los efectos individuales y los regresores del modelo. En consecuencia, este resultado indica que el estimador eficiente en esta circunstancia es el de efectos aleatorios cuyo resultado se expone en la columna 2 del Cuadro 3. Sin embargo, ambas estimaciones adolecen de la presencia de autocorrelación serial en los residuos, motivo por el cual es necesario utilizar en la estimación de la ecuación (4) estimadores eficientes alternativos. Ahora bien, es importante tener en cuenta que las estimaciones en niveles, además de ineficientes, podrían ser inconsistentes por las siguientes razones:

- (I) Por la existencia de efectos individuales inobservables correlacionados con las variables explicativas del modelo. Para evitar este problema se propone estimar el modelo en primeras diferencias que, como afirma Hsiao (1986, pp. 75 y 89), es un remedio drástico para eliminar los efectos de todas las variables omitidas que son invariantes en el tiempo. Si esta fuese la única fuente de inconsistencia en la estimación, después de tomar primeras diferencias, la estimación de los parámetros por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) proporcionaría estimaciones consistentes e insesgadas.

- (II) Como consecuencia de la presencia de errores de medida de las variables explicativas del modelo. En este caso, el estimador de MCO no es consistente y es necesario utilizar estimadores alternativos. Así, tal como Griliches y Hausman (1986) proponen, en general, un procedimiento consistente para estimar los coeficientes estriba en la utilización de estimadores de variables instrumentales (VI) en modelos con variables expresadas en primeras diferencias<sup>5</sup>.
- (III) Por la posible correlación entre los regresores y la perturbación aleatoria derivada de la endogeneidad potencial de éstos. Así, si hay razones para suponer que alguna variable explicativa no es exógena, podría ser necesario utilizar instrumentos no correlacionados con el término de error y altamente correlacionados con los regresores para identificar los parámetros a estimar. Además, si existen razones teóricas para interpretar las perturbaciones aleatorias en el modelo como «sorpresas» que, en consecuencia, no están correlacionadas con retardos de dicha variable y de la dependiente, estos retardos serán instrumentos válidos para identificar los parámetros a estimar (Arellano y Bover, 1990). En consecuencia, el estimador de variables instrumentales (VI), en el supuesto de exogeneidad de los instrumentos empleados, proporciona estimaciones consistentes con regresores no exógenos. En este sentido, la exogeneidad de los instrumentos utilizados es crucial: como se indica en Nakamura y Nakamura (1998, p.216), el grado de inconsistencia del estimador de VI puede ser mayor que el estimador de MCO si los instrumentos seleccionados no son ortogonales al término de error.

En definitiva, la estimación del modelo propuesto en primeras diferencias y mediante el estimador de variables instrumentales puede ser una forma de resolver los tres problemas anteriores que a priori pueden afectar a su estimación en niveles. En cualquier caso, la especificación del modelo (4) en primeras diferencias sería correcta si el coeficiente de autocorrelación de los residuos del modelo de efectos fijos es igual a la unidad; en caso contrario, las posibles alternativas a este modelo deberían ser la

5. La dimensión del panel de datos utilizado en este trabajo desaconseja la contrastación del test propuesto por Griliches y Hausman (1986), basado en el test de especificación de Hausman (1978), para detectar la existencia de errores de medida en los regresores.

consideración de la existencia de un proceso autorregresivo en los residuos o bien la introducción de dinámica en el mismo. En este sentido, Bhargava et alia (1982) proponen un estadístico para contrastar la hipótesis de que los residuos procedentes de la estimación de efectos fijos siguen un paseo aleatorio, con lo cual, los residuos del modelo en primeras diferencias serían ruido blanco. Como se puede comprobar en el Cuadro 3 columna 3, a tenor del valor estimado para este estadístico  $R_p$ , no existe evidencia en la muestra para rechazar la hipótesis de que el coeficiente de autocorrelación de los residuos del modelo intragrupos es unitario. En consecuencia, este resultado sostiene que la especificación correcta del modelo es en primeras diferencias.

En la columna 3 del Cuadro 3 se muestran los resultados de la estimación por MCO en primeras diferencias. Comparando estos resultados con los derivados de la estimación de efectos fijos es reseñable que, por un lado, los errores estándar robustos de heterocedasticidad de la estimación de algunos parámetros del modelo se reducen considerablemente. Por otra parte, también algunos valores de los coeficientes estimados difieren significativamente de los obtenidos con el estimador de efectos fijos. En concreto, el coeficiente correspondiente a las transferencias, al igual que en la estimación de efectos aleatorios, no puede considerarse distinto de cero. Es importante señalar la ausencia de correlación serial de primer y segundo orden en los residuos MCO del modelo en diferencias, tal como indican los estadísticos  $m_1$  y  $m_2$  que figuran en el cuadro 3, resultados que, por otra parte, avalan la estimación en diferencias de la ecuación (4) frente a posibles especificaciones alternativas.

Adicionalmente, de acuerdo con las sugerencias de Modigliani (1970) y Feldstein (1980) y teniendo en cuenta las importantes diferencias existentes en tamaño de las economías de las distintas CC.AA., se presenta en la columna 4 el resultado de la estimación del modelo en primeras diferencias empleando el estimador de Aitken de mínimos cuadrados generalizados (MCG) en el que se utilizan ponderaciones de corte transversal con objeto de obtener estimaciones eficientes ante un posible comportamiento heterocedástico de los residuos. Como se puede comprobar en el Cuadro 3, es destacable la similitud entre los resultados obtenidos por el estimador de MCO y de MCG.

**CUADRO 3**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN**  
**DE LA FUNCIÓN DE AHORRO FAMILIAR.**  
**(VARIABLE DEPENDIENTE: AHORRO FAMILIAR BRUTO PER CAPITA.**  
**ESTADÍSTICOS T Y GRADOS DE LIBERTAD ENTRE PARÉNTESIS)**

	ESTIMACIONES EN NIVELES		ESTIMACIONES EN PRIMERAS DIFERENCIAS		
	EFFECTOS FIJOS	EFFECTOS ALEATORIOS	MCO	MCG	VI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Wit	0.33 (2.79)	0.35 (4.37)	0.55 (7.75)	0.51 (4.97)	
Pit	0.24 (3.96)	0.32 (6.02)	0.47 (4.34)	0.47 (6.27)	0.53 (5.93)
TRit	0.27 (2.16)	0.02 (0.26)	0.01 (0.05)	0.05 (0.33)	0.25 (0.78)
Kit-1	-0.04 (-2.31)	-0.02 (-1.66)	-0.06 (-2.85)	-0.05 (-2.04)	-0.10 (-2.33)
CVABit	-0.17 (-4.88)	-0.13 (-5.43)	-0.13 (-3.04)	-0.15 (-4.13)	-0.24 (-2.67)
D LIPCit	0.53 (3.78)	0.54 (3.84)	0.38 (5.04)	0.35 (4.01)	0.56 (3.31)
R2 adj.	0.88	0.89	0.47	0.47	0.36
DW	1.36	1.21	1.90	1.96	-
RP	-	-	0.73	-	-
m1	3.16	-	1.41	-	0.12
m2	-2.24	-	-0.30	-	-0.98
Chia	250.66 (16)	-	-	-	-
Chib	281.17 (17)	-	-	-	-
Chic	-	11.81 (6)	-	-	-
Chis	-	-	-	-	5.95 (3)
Observaciones	136	136	119	119	119

Notas: las estimaciones se han realizado con datos anuales para el periodo 1986-1992 y para un panel formado por las 17 CC.AA.. Los programas utilizados en la estimaciones son Eviews 2.0 y DPD de Arellano and Bond (1988). R2 adj. es el coeficiente de determinación ajustado; DW es el estadístico de Durbin-Watson; RP es el valor del estadístico de Bhargava et alia (1982) para contrastar la hipótesis de que el coeficiente de correlación serial de los residuos del modelo en niveles es unitario; m1 y m2 son los estadísticos estimados para contrastar la ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden en los residuos, se distribuye N (0,1) bajo la hipótesis nula; Chia es el valor del contraste de la Chi-cuadrado sobre la igualdad de los coeficientes de las constantes de cada CC.AA. entre sí; Chib es el valor del estadístico del contraste de significación conjunta de las constantes de cada CC.AA.; Chic el correspondiente al propuesto por Arellano y Bover (1990) de ausencia de correlación entre los efectos individuales y el resto de regresores; Chis es el valor del contraste de Sargan de restricciones de sobreidentificación distribuido como una Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, y, finalmente, Observaciones es el número de observaciones del panel. Las estimaciones de las columnas (3) y (5) son robustas frente a la heterocedasticidad. Los instrumentos utilizados en la estimación por Variables Instrumentales de la columna (5) son: Wit, Pit, TRit-1, Kit-1, CVABit, LIPCit-1, LIPCit-2 y la constante común.

Finalmente, para controlar la posible simultaneidad potencial de algunos regresores, se presenta la estimación por VI en la columna 5 del Cuadro 3. Se pueden argumentar razones teóricas para justificar la no exogeneidad de algunos de los regresores del modelo, sin embargo, en este trabajo se ha adoptado un criterio empírico para discutir este problema. Este criterio consiste en la aplicación de un test de Wu-Hausman (Davidson y MacKinnon, 1993, p. 239) y desarrollado en Argimón (1996, p.171) que permite contrastar la hipótesis nula de exogeneidad de los regresores del modelo. De acuerdo con los resultados que se muestran en el cuadro 4, la única variable que permite rechazar la hipótesis nula de exogeneidad es la correspondiente a la tasa de inflación. En consecuencia, en primer lugar, este resultado justifica la estimación por VI de la ecuación en primeras diferencias y, por otro lado, proporciona un criterio para seleccionar los instrumentos adecuados para llevarla a cabo. Para la selección del conjunto de instrumentos se puede considerar la utilización de instrumentos externos o bien, como se ha comentado anteriormente, utilizar como instrumentos los valores desfasados de las variables del modelo. La alternativa elegida en este trabajo ha sido la empleada en Raymond (1997): la utilización como instrumentos de valores desfasados en uno y dos periodos de los regresores no exógenos del modelo, dado que en el conjunto de información disponible no se encuentran variables externas adecuadas para instrumentar a las predeterminadas o endógenas del modelo. En cualquier caso, el contraste de Sargan de sobreidentificación de los parámetros  $Chi_s$  no rechaza la validez del conjunto de instrumentos empleado, lo cual, como se ha comentado anteriormente, es crucial en las estimaciones de VI. Por otra parte, dado que el contraste de igualdad de los coeficientes correspondientes a las variables  $W$  y  $P$  muestra claramente que no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de éstos<sup>6</sup>, en esta última estimación se ha introducido una restricción de igualdad de los coeficientes correspondientes a dichas variables. A la vista de los resultados que figuran en la columna 5 del Cuadro 3, no existen discrepancias reseñables de esta estimación respecto a la estimación MCO en primeras diferencias.

En conclusión, los resultados de las estimaciones permiten afirmar que existen diferencias en las propensiones marginales al ahorro de las distintas fuentes de renta de las familias. En este sentido, la evidencia sostiene que la propensión marginal al ahorro de las transferencias corrientes ( $TR$ ) no puede considerarse distinta de cero, mientras que las correspondientes a los sueldos y salarios ( $W$ ) y el excedente bruto de explotación y otras rentas de la propiedad ( $P$ ) pueden considerarse iguales y distintas de cero.

6. El valor de la Chi-cuadrado con un grado de libertad es de 0.29.

El coeficiente correspondiente a la variable proxy de la riqueza de las familias, el stock de capital privado, tiene el signo esperado y es significativo. Además, su orden de magnitud no difiere sensiblemente del estimado en Ando y Modigliani (1963), que para la economía de los EE.UU. y el periodo 1929-1959 resulta "muy próximo a 0,08".

La cuantía del crédito disponible para el sector privado de la economía, entendida como una variable que aproxima la existencia de restricciones de liquidez para las familias, es un factor explicativo adicional del ahorro. En este sentido, la evidencia indica que el crédito al sector privado como proporción del VAB muestra un impacto negativo significativo en el ahorro como cabría esperar desde un punto de vista teórico. Este resultado, particularmente el correspondiente al coeficiente de la estimación por VI, es similar al obtenido en Japelli y Pagano (1994) en un contexto internacional.

Finalmente, el diferencial de inflación entre las CC.AA. españolas se revela como un factor que tiene un impacto positivo y significativo en el AFB por habitante. Este resultado empírico es similar al obtenido en Bayoumi (1993), para un panel de formado por las 11 regiones de UK en el periodo 1973-1988, en el que estima un valor de 0,38 para el coeficiente correspondiente a la inflación en una ecuación en la que la variable dependiente es el nivel de ahorro familiar regional.

CUADRO 4  
CONTRASTE DE EXOGENEIDAD. (\*)

	F (1, 78)	t
Wit	0.23	-0.48
Pit	0.63	-0.79
TRit	2.16	-1.47
Kit-1	0.66	0.81
CVABit	0.01	-0.13
D LIPCit	12.35	3.51

(\*) El contraste se ha realizado sobre el modelo:

$$S_{it} = a_1 W_{it} + a_2 P_{it} + a_3 TR_{it} + a_4 K_{it-1} + a_5 CVAB_{it} + a_6 (LIPC)_{it} + e_{it}$$

siendo el conjunto de instrumentos considerados en el contraste el formado por los retardos primero y segundo de los regresores del modelo anterior.

---

#### 4. CONSIDERACIONES FINALES

---

El análisis empírico de los determinantes agregados del ahorro de las familias en las CC.AA. españolas en el periodo 1985-1993, permite señalar las siguientes conclusiones:

- (I) Existen importantes disparidades en el AFB por habitante, y también en las correspondientes tasas de ahorro, entre las CC.AA. españolas. Además, el análisis de la información disponible permite señalar que existe una relación positiva entre los niveles de RFBD, el AFB por habitante y la TAFB.
- (II) Se ha comprobado igualmente la existencia de un patrón común en la evolución de la TAFB en las distintas CC.AA.. Por otra parte, la dispersión de esta variable entre las CC.AA. es similar en el inicio y el final del periodo considerado en el estudio.
- (III) La evidencia muestra la existencia de factores regionales específicos que parcialmente pueden explicar las diferencias espaciales detectadas en el AFB agregado.
- (IV) La hipótesis de igualdad de las propensiones marginales al ahorro de  $W$  y  $P$  no puede rechazarse a los niveles de significación estadística convencionales. Asimismo, la propensión marginal al ahorro de las transferencias corrientes no es significativamente distinta de cero. Este resultado, que está de acuerdo con la idea mantenida en este sentido en Marchante (1993) y en el Informe Anual del Banco de España (1995, p. 59), puede sugerir que las transferencias de renta generalmente tienen lugar desde familias con un nivel de renta elevado hacia familias con menor nivel de renta y que cambios en las transferencias en gran medida se perciben como permanentes.
- (V) Finalmente, es importante señalar que para poder explicar las disparidades entre CC.AA. en los niveles de AFB por habitante, es necesario ampliar el modelo básico de la HCV con variables adicionales. Así, la evidencia muestra que, además de la renta y del stock de capital privado, el crédito al sector privado como proporción del VAB regional y la tasa de inflación regional son dos determinantes significativos de dichas disparidades.

---

 APÉNDICE 1. VARIABLES Y FUENTES ESTADÍSTICAS
 

---

Las variables utilizadas en este trabajo se han elaborado a partir de la *Contabilidad Regional de España (CRE) 1992, 1995 and 1996*, INE; las series de crédito del sistema bancario al sector privado proporcionadas por el Banco de España, el stock neto de capital privado proporcionado por el trabajo publicado por la Fundación BBV *El "Stock" de Capital en España y sus Comunidades Autónomas*, y el *Índice de Precios de Consumo, Base 1992*, publicado por el INE. Todas las series se han deflactado empleando el IPC correspondiente a cada CC.AA. y se expresan en términos per capita con excepción de (9), (10), (11), (12), (16), y (17).

(1) Remuneración de asalariados ( $CE_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, código R. 10.

(2) Excedente bruto de explotación ( $OS_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, código N. 2.

(3) Intereses y otras rentas de la propiedad ( $PE_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, códigos R. 42/ R. 43 + R. 41/ R. 44/ R. 45 - R. 41.

(4) Impuestos corrientes sobre renta y patrimonio ( $DT_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, código R. 61.

(5) Transferencias corrientes ( $TR_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, códigos R. 52 + R. 64 + R. 68 + R. 69 - R. 51 - R. 68 - R. 69.

(6) Cotizaciones sociales ( $SC_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, códigos R. 62 + R. 63.

(7) Prestaciones sociales ( $SSB_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, código R. 64.

(8) Renta familiar bruta disponible ( $Y_{it}$ ), Cuenta de Renta de los Hogares, código N. 3.

(9) Crédito del sistema bancario al sector privado ( $C_{it}$ ), Banco de España.

(10) Valor añadido bruto ( $VAB_{it}$ ), Principales Agregados Económicos (CRE).

(11) Índice de Precios al Consumo ( $IPC_{it}$ ).

(12) Tipo impositivo medio ( $ATR_{it}$ ), donde  $ATR_{it} = DT_{it} / (CE_{it} - SC_{it} + OS_{it} + PE_{it})$ .

(13)  $W_{it} = (CE_{it} - SC_{it}) \cdot (1 - ATR_{it})$ .

(14)  $P_{it} = (OS_{it} + PE_{it}) \cdot (1 - ATR_{it})$ .

(15) Stock neto de capital privado ( $K_{it}$ ), Fundación BBV.

(16)  $CVAB_{it} = C_{it} / VAB_{it}$ .

(17) Tasa de Inflación ( $D LIPC_{it}$ ), donde  $D LIPC_{it} = \log (IPC_{it}) - \log (IPC_{it-1})$ .

## APÉNDICE 2. CUADROS

CUADRO A1  
TASAS DE AHORRO FAMILIAR BRUTO (\*)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	(1)	(2)
ANDALUCIA	7.89	7.85	3.38	3.80	3.58	5.03	5.83	5.90	7.98	5.69	31.31
ARAGON	15.52	14.47	10.59	11.62	10.40	11.39	14.23	13.40	18.06	13.30	18.09
ASTURIAS	14.68	13.73	9.04	9.55	8.24	11.16	14.57	13.84	14.86	12.18	20.78
BALEARES	21.06	19.58	18.04	19.23	16.49	16.03	14.72	13.56	16.66	17.26	13.23
CANARIAS	16.01	18.08	16.64	17.24	14.15	11.39	14.46	13.13	16.17	15.25	13.22
CANTABRIA	22.86	20.56	13.45	13.54	11.94	12.89	13.18	12.13	15.04	15.07	24.51
C. LEON	12.42	13.71	7.40	7.66	6.83	8.15	11.05	8.70	11.61	9.73	24.25
C. LA MANCHA	11.14	12.98	5.58	5.91	4.92	7.63	11.25	10.18	12.94	9.17	32.90
CATALUÑA	8.13	7.69	7.13	7.82	5.33	10.87	10.79	8.19	11.84	8.65	22.85
C. VALENCIANA	10.07	7.95	6.69	7.32	6.33	8.56	8.11	6.16	9.21	7.82	16.02
EXTREMADURA	8.20	9.15	7.27	7.55	6.36	8.85	15.28	14.32	14.08	10.12	32.12
GALICIA	7.30	9.86	7.24	7.55	6.42	7.95	10.05	8.06	10.57	8.33	16.52
MADRID	9.27	6.97	7.88	8.52	8.59	11.63	11.34	8.86	11.76	9.42	17.41
MURCIA	9.99	18.07	10.34	10.14	8.46	8.35	7.38	5.74	9.62	9.79	33.22
NAVARRA	13.55	13.24	13.13	13.78	14.36	14.05	15.60	13.51	14.59	13.98	5.26
P. VASCO	17.16	16.49	12.93	14.27	11.80	12.36	14.90	15.28	17.39	14.73	13.21
LA RIOJA	19.68	22.68	17.10	18.28	15.30	15.40	16.12	14.38	19.20	17.57	14.21
(1)	13.23	13.71	10.23	10.81	9.38	10.69	12.29	10.90	13.62		
(2)	35.85	35.11	41.00	40.74	41.13	26.90	24.64	29.62	23.43		

Notas: (\*) Porcentajes. (1) Media. (2) Coeficiente de variación (CV).  
Fuente: INE, Contabilidad Regional de España (varios años).

CUADRO A2  
FUENTES DE RENTA FAMILIAR EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS (\*)

	$W_{it}$ (1)	(2)	$P_{it}$ (3)	(4)	$TR_{it}$ (5)	(6)	$SSB_{it}$ (7)	(8)	$SC_{it}$ (9)	(10)	$DT_{it}$ (11)	(12)	(13)	(14)
ANDALUCIA	37.38	9	35.63	14	26.98	4	25.96	4	19.83	7	9.26	12	11.12	11
ARAGON	38.32	7	40.01	5	21.67	11	21.07	12	19.08	13	11.65	4	12.78	5
ASTURIAS	39.64	6	30.74	17	29.62	1	29.12	1	20.20	5	11.33	5	13.74	3
BALEARES	35.16	14	45.73	1	19.11	16	18.22	16	18.81	15	10.29	8	11.18	10
CANARIAS	40.68	4	41.05	4	18.27	17	18.14	17	20.34	3	9.97	11	10.76	13
CANTABRIA	36.16	12	38.40	10	25.44	5	24.81	5	19.10	11	11.74	3	13.50	4
C. LEON	36.92	10	38.49	9	24.59	7	23.85	7	19.08	12	10.10	10	11.65	7
C. LA MANCHA	34.77	16	39.90	6	25.34	6	24.04	6	19.39	9	8.12	16	9.62	15
CATALUNA	40.05	5	37.61	12	22.33	10	21.66	10	22.28	2	14.01	2	15.00	2
C.VALENCIANA	35.60	13	41.78	3	22.62	9	21.91	9	20.14	6	10.27	9	11.57	8
EXTREMADURA	36.77	11	34.51	15	28.72	2	27.71	2	19.31	10	7.37	17	9.18	17
GALICIA	34.61	17	37.32	13	28.07	3	26.20	3	18.94	14	9.12	13	11.10	12
MADRID	42.02	2	37.72	11	20.26	14	19.78	14	26.88	1	18.16	1	18.30	1
MURCIA	37.45	8	38.71	8	23.84	8	23.13	8	20.23	4	8.81	14	10.25	14
NAVARRA	41.16	3	39.59	7	19.26	15	18.73	15	18.52	17	8.70	15	9.59	16
P. VASCO	44.76	1	33.67	16	21.58	12	21.48	11	18.61	16	11.14	6	12.35	6
LA RIOJA	35.05	15	44.00	2	20.95	13	20.55	13	19.56	8	10.34	7	11.40	9
MEDIA	38.03		38.52		23.45		22.73		20.02		10.61		11.95	
DISPERSION (CV)	7.47		9.25		14.52		14.01		9.62		22.89		18.3	

Notas: (1), (3), (5), (7), (9) y (11) Porcentajes de la renta familiar bruta disponible.

(13) Porcentaje que representan los impuestos directos sobre la suma de la remuneración de los asalariados, neta de cotizaciones sociales, más el excedente bruto de explotación y los intereses y rentas de la propiedad.

(1), (3), (5), (7), (9), (11) y (13) Valores medio para el periodo 1985-1993. Pesetas de 1992.

(2), (4), (6), (8), (10), (12) y (14) Posición de cada CC.AA. en una ordenación de mayor a menor.

(\*) Variables definidas en el apéndice 1.

Fuente: INE. Contabilidad Regional de España (varios años).

CUADRO A3  
**FUENTES DE RENTA FAMILIAR EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS (\*)**  
 (valores medios por habitante en el periodo 1985-1993. pesetas de 1992)

	W:it		P:it		TR:it		SSB:it		SC:it		DT:it							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
ANDALUCIA	74.9	8.4	15	70.5	5.2	16	89.5	18.4	14	88.8	18.8	14	75.7	16.4	16	65.6	24.0	15
ARAGON	115.1	10.1	5	118.7	10.6	4	107.7	14.8	5	108.0	16.1	5	109.2	15.2	6	123.7	22.7	3
ASTURIAS	105.8	7.8	7	81.1	7.7	15	131.0	16.3	1	132.7	16.4	1	102.8	8.4	8	107.0	19.6	7
BALEARES	114.8	12.7	6	147.5	6.9	1	103.3	15.6	7	101.5	15.4	6	117.0	10.1	3	118.8	19.9	5
CANARIAS	97.2	10.1	9	96.9	4.7	10	72.3	19.8	17	74.0	18.5	17	92.7	15.5	11	84.3	21.9	12
CANTABRIA	93.9	11.2	10	98.6	5.7	9	109.5	17.3	3	110.0	17.9	3	94.6	14.8	10	107.9	22.2	6
C. LEON	90.7	8.1	12	93.4	8.1	11	100.0	18.0	9	100.0	18.6	9	89.4	15.8	12	87.8	25.1	11
C.LA MANCHA	74.9	9.9	16	84.9	12.1	13	90.3	14.8	13	88.3	18.8	15	79.6	19.9	15	61.8	28.4	16
CATALUNA	118.1	8.1	4	109.6	12.3	5	109.1	17.0	4	109.0	17.9	4	125.2	12.3	2	146.1	26.8	2
C.VALENCIANA	91.1	9.0	11	105.6	6.7	7	95.9	15.2	12	95.7	15.2	12	98.3	13.9	9	93.0	23.4	10
EXTREMADURA	68.2	16.4	17	63.2	8.4	17	88.2	19.5	16	87.7	19.9	16	68.2	21.0	17	48.4	29.5	17
GALICIA	77.0	9.8	14	82.1	9.2	14	103.5	16.3	6	99.5	17.8	10	80.4	17.6	14	71.8	24.6	13
MADRID	123.0	7.9	3	109.1	8.4	6	98.3	16.8	11	98.9	18.1	11	150.1	14.5	1	188.1	22.7	1
MURCIA	84.8	8.3	13	86.6	8.17	12	89.4	16.5	15	89.5	16.6	13	87.4	15.3	13	70.6	22.8	14
NAVARRA	130.1	8.0	2	123.7	19.6	3	100.9	12.9	8	101.1	13.5	7	111.6	13.6	4	97.3	23.9	9
P. VASCO	139.5	5.9	1	103.7	14.6	8	111.4	15.2	2	114.2	14.8	2	110.6	11.3	5	122.8	17.8	4
LA RIOJA	100.9	8.1	8	125.1	8.9	2	99.89	13.5	10	101.1	13.8	8	107.3	13.4	7	105.3	24.3	8
(19)	0.70			0.81			0.31			0.35			0.51			0.43		

Notas: (1), (4), (7), (10), (13) y (16) Media española para el periodo 1985-1993 = 100.

(2), (5), (8), (11), (14) y (17) Coeficiente de variación en el periodo 1985-1993.

(3), (6), (9), (12), (15) y (18) Posición de cada CC.AA. en una ordenación de mayor a menor.

(19) Coeficiente de correlación lineal entre cada variable y el ahorro familiar bruto por habitante.

(\*) Variables definidas en el apéndice 1.

Fuente: INE, Contabilidad Regional de España (varios años).

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDO, A. y F. MODIGLIANI (1963): «The life cycle hypothesis of saving. Aggregate implications and tests», *American Economic Review*, vol. 1, nº 53.
- ALVAREZ ALEDO, C. et alia (1996): *La distribución funcional y personal de la renta en España*, Consejo Económico y Social, Madrid.
- ARELLANO, M. y S. BOND (1988): "Dynamic panel data estimation using DPD. A guide for users", *Institute for Fiscal Studies Working Paper* 88/15, London.
- ARELLANO, M. y O. BOVER (1990): "La econometría de los datos de panel", *Investigaciones Económicas*, XIV (1), 3-45.
- ARESTIS, P. y C. DRIVER (1980): "Consumption out of different types of income in the UK", *Bulletin of Economic Research*, 32, 85-98.
- ARGIMÓN, I. (1996): *El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la UE*, Estudios Económicos del Banco de España, nº 55.
- ARGIMÓN, I. , J.M. GONZÁLEZ-PÁRAMO y J.M. ROLDÁN (1993): "Ahorro, riqueza y tipos de interés en España", *Investigaciones Económicas*, XVII (2), 313-332.
- BACCHETTA, P. y S. GERLACH (1997): «Consumption and credit constraints: international evidence», *Journal of Monetary Economics*, 40, 207-238.
- BANCO DE ESPAÑA (1995): *Informe anual*, Servicio de Publicaciones del Banco de España, Madrid.
- BAYOUMI, T. (1993): «Financial deregulation and household saving», *The Economic Journal*, 103 (november), 1432-1443.
- BHARGAVA, A., L. FRANZINI y W. NARENDRANATHAN (1982): "Serial correlation and the fixed effects model", *Review of Economic Studies*, 49, 221-236.
- BURMEISTER, E. y P. TAUBMAN (1969): "Labour and non-labour income saving propensities", *Canadian Journal of Economics*, 2, february, 79-89.
- CARROLL, C.D. (1994): «How does future income affect current consumption?», *Quarterly Journal of Economics*, feb., 109(1), 111-147.
- CARROLL, C.D., B. RHEE y C. RHEE (1994): «Are there cultural effects on saving?.Some cross-sectional evidence», *Quarterly Journal of Economics*, august, 685-699.
- DAVIDSON, R. y J. MACKINNON (1993): *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press, New York.

- FELDSTEIN, M. (1980): «International differences in social security and saving», *Journal of Public Economics*, 12, 225-244.
- FELDSTEIN, M. (1982): "Government deficits and aggregate demand", *Journal of Monetary Economics*, 9, 1-20.
- FUNDACIÓN BBV (1995): *El "stock" de capital en España y sus Comunidades Autónomas*, Bilbao.
- GREEN, F. y G. HADJIMATHEOU (1990): "Regional differences in personal savings", *Applied Economics*, 22, 933-945.
- GRILICHES, Z. y J.A. HAUSMAN (1986): «Errors in variables in panel data», *Journal of Econometrics*, 31, 93-118.
- GUIISO, L., T. JAPPELLI y D. TERLIZZESE (1994): «Why is Italy's saving rate so high?» en A. Ando, L. Guiso y I. Visco (eds.), *Saving and the accumulation of wealth. Essays on italian household government behavior*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- HADJIMATHEOU, G. (1987): *Consumer economics after Keynes*, Wheatsheaf Books, Brighton.
- HAUSMAN, J.A. (1978): "Specifications tests in econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- HSIAO, C. (1986): *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- JAPPELLI, T. y M. PAGANO (1994): «Saving, growth and liquidity constraints», *Quarterly Journal of Economics*, february, 83-109.
- KALDOR, N. (1956): "Alternative theories of distribution", *Review of Economic Studies*, 23, 83-100.
- KALDOR, N. (1966): "Marginal productivity and macro-economic theories of distribution", *Review of Economic Studies*, 33, 309-319.
- KESSLER, D., S. PERELMAN y P. PESTIEAU (1993): "Savings behavior in 17 OECD countries", *Review of Income and Wealth*, series 39 (1), march, 37-49.
- KLEIN, L.R. y A.S. GOLDBERGER (1955): *An econometric model of the United States 1929-52*, North-Holland, Amsterdam.
- KORMENDI, R.C. (1983): "Government debt, government spending and private sector behaviour", *American Economic Review*, 73, 994-1010.
- MARCHANTE, A.J. (1993): "Consumo privado y gasto público: evidencia para la economía española", *Revista de Economía Aplicada*, vol. I (1), 125-149.
- MODIGLIANI, F. (1970): «The life cycle hypothesis of saving and inter-country differences in the saving ratio», en W.A. Eltis, M. FG. Scott y J.N. Wolfe (eds.) *Induction, Growth and Trade*, Clarendon Press, Oxford.

- MODIGLIANI, F. (1993): "Recent declines in the savings rate: a life cycle perspective", in M. Baldassarri, L. Paganetto and E.S. Phepls eds. , *World saving prosperity and growth*, Macmillan Press and St. Martin's Press, Rome.
- MODIGLIANI, F. y R. BRUMBERG (1954): «Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data», en K. Kurihara (ed.) *Post-keynesian economics*, Rutgers University Press, New Bruswick.
- NAKAMURA, A. y M. NAKAMURA (1998): «Model specification and endogeneity», *Journal of Econometrics*, 83, 213-237.
- RAYMOND, J.L. (1997): «Una aproximación macroeconómica al ahorro. Del círculo virtuoso de la riqueza al círculo vicioso de la pobreza», *Papeles de Economía Española*, 70, 152-171.
- SARGAN, J.D. y A. BHARGAVA (1983): "Testing residuals from least squares regressions for being generated by the Gaussian random walk", *Econometrica*, 51, 153-174.
- TAYLOR, C.D. (1971): "Saving out of different types of income", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 383-415.
- ZELDES, S.P. (1989): «Consumption and liquidity constrains: an empirical investigation», *Journal of Political Economy*, 97, 305-346.